Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2004-40 / Working Paper 2004-40

# Prévision et analyse de la production manufacturière au Canada : comparaison de modèles linéaires et non linéaires

**Frédérick Demers**

## Remerciements

Merci à Don Coletti, Richard Dion, Paul Fenton, Maral Kichian et aux autres collègues qui ont formulé des commentaires et suggestions au séminaire de la Banque du Canada où nous avons présenté cette étude. Merci également à Eddy Cavé pour ses suggestions sur le plan de la rédaction, ainsi qu'à Annie de Champlain et Philippe Marcil pour leur excellente assistance.

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur papier recyclé

Document de travail 2004-40 de la Banque du Canada

Octobre 2004

# Prévision et analyse de la production manufacturière au Canada : comparaison de modèles linéaires et non linéaires

**Frédérick Demers**

Département des Recherches
Banque du Canada
fdemers@banqueducanada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

# Table des matières

Résumé/Abstract ..... v

1 Introduction ..... 1

2 Spécification des modèles ..... 3

2.1 Modèles linéaires ..... 3

2.2 Modèles non linéaires ..... 5

3 Résultats empiriques ..... 9

4 Analyse de modèles sélectionnés ..... 13

4.1 Fonction de réaction ..... 15

5 Prévisions hors échantillon ..... 16

5.1 Prévisions pour la période récente : 2002T1–2003T4 ..... 17

6 Conclusion ..... 18

Bibliographie ..... 20

Tableau ..... 24

Graphiques ..... 25

## Résumé

Cette étude présente des modèles économétriques linéaires et non linéaires à forme réduite élaborés afin de prévoir et d'analyser la croissance trimestrielle de la production manufacturière au Canada sur la période 1981-2003. Les résultats empiriques présentés dans cette étude indiquent que l'activité économique américaine et le taux de change réel sont les principaux déterminants de la production manufacturière canadienne.

Quoique le taux de change réel ait une incidence significative, la réaction de la production aux chocs de taux de change présente une asymétrie importante. De plus, les modèles non linéaires à changements de régime markovien semblent mieux caractériser la croissance de la production et offrent aussi de meilleures prévisions hors échantillon. En raison de la forte asymétrie mentionnée, les résultats illustrent aussi la nécessité de prendre en compte des élasticités conditionnelles, plutôt qu'inconditionnelles, à l'état dans lequel se trouve la production manufacturière, particulièrement dans le cas de la réaction de la production aux chocs de taux de change réel.

*Classification JEL : C22, C53*
*Classification de la Banque : Économétrie et méthodes statistiques; Cycles et fluctuations économiques*

## Abstract

In this paper, the author describes reduced-form linear and non-linear econometric models developed to forecast and analyze quarterly data on output growth in the Canadian manufacturing sector from 1981 to 2003. Empirical evidence reported in the paper suggests that economic activity in the United States and the real exchange rate are the main factors that influence output in the manufacturing sector in Canada.

Although the real exchange rate has a significant impact, the response of output to exchange rate shocks is highly asymmetric. In addition, non-linear Markov switching models appear to better explain the growth of output and provide more accurate out-of-sample forecasts. Because of the asymmetry, empirical evidence shows the need to take into account conditional rather than unconditional elasticities to the state of production in the manufacturing sector, especially when analyzing the response of output to real exchange rate shocks.

*JEL classification: C22, C53*
*Bank classification: Econometric and statistical methods; Business fluctuations and cycles*

## 1 Introduction

Depuis les influents travaux de Burns et Mitchell (1946), il est généralement admis que le cycle économique est asymétrique, les périodes d'expansion étant typiquement d'une durée plus longue que les périodes de contraction. De plus, la réaction de la production à un choc quelconque varie généralement selon l'état dans lequel se trouve l'économie en raison, notamment, de la grande variété de la nature et de la source des chocs (Diebold et Rudebusch, 1996). En d'autres mots, la dynamique du cycle change fréquemment, selon que l'économie est en expansion ou en récession. Or, les modèles macroéconométriques sont traditionnellement estimés sous l'hypothèse que la dynamique du cyle économique est linéaire, ce qui n'est pas sans conséquence pour la modélisation et la prévision. Cette tradition s'explique essentiellement par deux facteurs. D'une part, il est généralement plus aisé de s'en tenir à une modélisation linéaire. De plus, quand on part des résultats des modèles linéaires, il faut ensuite établir, à l'aide de tests appropriés, que l'hypothèse de linéarité est rejetée, pour finalement formuler et estimer une spécification alternative non linéaire, dont la nature demeure souvent difficile à déterminer. D'autre part, les limites des capacités de calcul des ordinateurs ont longtemps été un frein à l'estimation de modèles non linéaires complexes, ce qui n'est plus le cas aujourd'hui, avec les récentes avancées des microprocesseurs et avec les progrès réalisés dans l'anaylse des séries temporelles.

Ainsi, le type de modèles non linéaires introduit par Hamilton (1989) est capable de bien caractériser la notion de changements de régime occasionnels comme celle évoquée depuis longtemps, à savoir la caractérisation de la conjoncture économique en période d'expansion et de récession. Par contre, même si le processus stochastique d'une série temporelle semble être (statistiquement) caractérisé par une dynamique non linéaire lorsque les modèles sont évalués sur un horizon donné, rien ne garantit que ces modèles demeureront supérieurs aux modèles linéaires lorsqu'on les comparera sur une base hors échantillon (voir, p. ex., Granger et Teräsvirta, 1993; Teräsvirta et Anderson, 1992; Clements et Hendry, 1996, 1998 et 1999; Clark et McCraken, 2003; Clements, Franses, Smith et Dick, 2003). Tiao et Tsay (1994) utilisent une approche de type SETAR[1] pour modéliser le PNB américain et ils évaluent les prévisions en considérant l'état dans lequel se trouve l'économie au moment où elles sont faites, de sorte qu'ils peuvent comparer la capacité de prévision au fil des divers les régimes[2]. Comme ces auteurs l'affirment, on peut penser que les modèles non linéaires seront nettement supérieurs si la période de prévision renferme des épisodes typiquement non linéaires. En

[1] SETAR : en anglais *Self Exciting Threshold Autoregressive*

[2] Bien que particulièrement intéressante, cette évaluation ne peut être appliquée dans la présente étude en raison du nombre restreint d'observations.

105-00726/

d'autres mots, le processus générateur des données doit demeurer identique à celui sous-entendu durant la période disponible pour l'évaluation du modèle. Enfin, on peut aussi penser que l'information additionelle qui est contenue dans les modèles non linéaires pourrait jouer en faveur de ces derniers non seulement pour la modélisation, mais aussi comme outil de prévision. À cet effet, Clements et Krolzig (1998) publient des résultats de simulations de Monte Carlo indiquant qu'il peut être difficile de faire mieux qu'un modèle autorégressif même lorsque le processus générateur des données est non linéaire. Leurs expériences avec le PNB américain confirment aussi ce constat et ils concluent que la non-linéarité dans les données doit être très forte pour que les modèles non linéaires puissent se démarquer favorablement des modèles linéaires en dehors de l'échantillon.

Il est également admis qu'une grande partie du cycle économique est causée par les fluctuations de la production manufacturière (Barillas et Schleicher, 2003), ce qui pose un défi particulier lorsque l'on cherche à prévoir la croissance économique. Comparativement à la croissance de la production intérieure brute totale, la variance de la croissance de la production manufacturière est presque trois fois supérieure. Au Canada, le secteur manufacturier demeure un pan important de l'économie, malgré la forte expansion du secteur des services depuis le milieu du XX$^{e}$ siècle, comptant toujours pour près d'un cinquième de toute l'activité économique du pays.

La présente étude a donc deux principaux objectifs. D'une part, elle tente d'analyser les propriétés statistiques du comportement historique de la production manufacturière, en utilisant notamment des modèles de forme réduite. D'autre part, elle compare la capacité de différents modèles linéaires et non linéaires à prévoir la croissance trimestrielle de la production manufacturière au Canada pour la période allant du premier trimestre de 1981 au deuxième trimestre de 2003. Ainsi, compte tenu du fort caractère non linéaire potentiel de la production manufacturière canadienne, nous comparons différents modèles économétriques afin d'évaluer la pertinence de certaines hypothèses, notamment la présence et l'incidence d'effets de seuil et de bris structurels ou, plus généralement, l'hypothèse de linéarité. Nous comparons également des modèles simples (autorégressifs (AR) et de marche aléatoire) à des modèles indicateurs utilisant un ensemble d'informations plus large, c'est-à-dire un modèle de type courbe IS. Finalement, nous comparons la capacité prévisionelle des modèles linéaires et non linéaires, soit des modèles permettant des effets de seuil sur certaines variables, ainsi que des modèles à changement de régime de type markovien.

Selon les résultats présentés dans cette étude, l'estimation d'un modèle de type courbe IS sous l'hypothèse de linéarité indique que le taux de change serait sans effet sur la croissance de la production manufacturière, tandis que les réactions de la production manufacturière

à l'activité économique américaine et aux taux d'intérêt seraient plutôt mitigées, se situant respectivement à 0,65 et -0,84. Par contre, lorsque l'on prend en compte l'asymétrie qui est présente dans les données, sous forme de changement de régime de type markovien, on obtient des résultats plus intéressants. En plus d'offrir une analyse économique plus riche et d'être fortement justifiés d'un point de vue statistique, les modèles non linéaires considérés dans cette étude offrent aussi des prévisions sensiblement meilleures. L'utilisation de modèles non linéaires du type de ceux employés dans cette étude permet également de bien illustrer le besoin de considérer des élasticités conditionnelles à l'état dans lequel se trouve l'économie, plutôt que des élasticités inconditionnelles, comme cela généralement se fait. Ce constat est particulièrement important dans le cas de la réaction de la production aux chocs de taux de change réel. Par ailleurs, les résultats empiriques de cette étude indiquent que la réaction du secteur manufacturier à un choc de politique monétaire serait moins importante que celle de l'ensemble de l'économie, pour laquelle Macklem, Paquet et Phaneuf (1996) présentent certains résultats obtenus à l'aide de modèles à seuil.

Le reste de cette étude est divisé comme suit. La section 2 présente les différentes spécifications considérées, la section 3, les résultats empiriques et la section 4, une discussion de certains des dix modèles estimés. La section 5 compare les prévisions hors échantillon effectuées avec les différents modèles. Finalement, la section 6 contient une brève conclusion, accompagnée de quelques commentaires et suggestions.

## 2 Spécification des modèles

### 2.1 Modèles linéaires

La période d'estimation s'étend du deuxième trimestre de 1982 au troisième trimestre de 2003. Pour la sélection des retards dans les modèles linéaires, nous comparons les résultats selon des critères d'information, soit ceux d'Akaike (AIC), de Schwartz (SIC), et de Hannan et Quinn (HQIC). Le retard maximal est fixé à 6. Pour les modèles non linéaires, le même genre de recherche itérative nécessiterait un laps énorme de temps, en particulier dans le cas des modèles à chaîne de Markov, pour lesquels l'optimisation numérique est souvent une tâche ardue. Ainsi, le nombre de retards a été fixé de façon *ad hoc* après quelques essais.

Le premier type de modèle que nous considérons est le modèle AR($p$), soit :

$$\begin{aligned} \text{M1} \quad &: \quad y_t = \phi(L) y_t + u_t \\ u_t \quad &\sim \quad i.i.d., \end{aligned}$$

où $\phi(L)$ est un polynôme dans l'opérateur retard d'ordre $p$, tel que $\phi(L) = \phi_1 L + ... + \phi_p L^p$,

et où $y_t$ représente la croissance du PIB réel de l'ensemble des industries manufacturières canadiennes[3]. Une version de M1 avec la restriction $\phi = 1$ (c.-à-d., une marche aléatoire) est aussi considérée (M2):

$$\text{M2} : y_t = y_{t-1} + u_t.$$

Depuis les travaux de Stock et Watson (1989), une série de chercheurs se sont penchés sur la capacité des variables financières, notamment les écarts de rendement, à prévoir l'activité économique et l'inflation[4]. Généralement, les modèles construits aux fins de prévision utilisent le niveau de l'écart, tandis que la modélisation macroéconomique requiert l'utilisation du changement de l'écart pour des considérations de neutralité de la politique monétaire (Murchison, 2001). Ainsi, puisque l'étude actuelle se penche principalement sur les propriétés statistiques et la prévision de la croissance manufacturière à court terme, nous avons donc utilisé le niveau de l'écart. Cette variable semble par ailleurs stationnaire quoiqu'elle présente une forte persitance.

Nous avons également utilisé une spécification de type courbe IS, soit :

$$\text{M3} : y_t = c + \phi(L)y_t + \delta(L)r_t + \varphi(L)y_t^{us} + \psi(L)e_t + u_t,$$

où $\delta(L)$, $\varphi(L)$, et $\psi(L)$ sont des polynômes compris dans l'opérateur retard et où $r_t$, $y^{us}$, et $e_t$ représentent respectivement la pente des écarts de rendement[5], la croissance de l'indice de la production industrielle américaine et la croissance du taux de change réel Canada-É.-U.[6].

Puisque d'autres facteurs d'activité sont succeptibles d'influencer la production manufacturière canadienne, l'écart de production américain[7] et une variable traduisant la demande mondiale de matières premières[8] ont été ajoutés à M3, mais ils n'étaient pas significatifs, en plus de causer une détérioration des coefficients rattachés au taux de change[9]. Par ailleurs, nous avons testé une autre mesure de l'activité américaine, mais elle donnait de moins bons

[3]Puisque les données du PIB en dollars enchaînés, par industrie, ne sont disponibles que depuis 1998, de 1981T1 à 1998T2, nous utilisons la croissance du secteur manufacturier en dollars constants de 1997; à partir de 1998T2, nous utilisons la croissance selon la méthode par enchaînement de Fisher.

[4]Pour les États-Unis : Dotsey (1998), Chauvet et Potter (2002), Mody et Taylor (2003), Hamilton et Kim (2002); et pour le Canada : Cozier et Tkacz (1994), Delâge et Fillion (2000), et Macklem, Paquet et Phaneuf (1996).

[5]Soit le taux du papier commercial à 90 jours moins le taux moyen des obligations d'État à 10 ans

[6]Exprimé de sorte qu'une appréciation se traduise par une hausse de $e_t$. Les indices de prix implicites des PIB canadien et américain sont utilisés pour calculer le taux de change réel.

[7]Tel qu'utilisé dans la projection

[8]Il s'agit ici du prix réel des produits de base, tel qu'utilisé dans la projection.

[9]À souligner que ces tests ont été faits dans le cas linéaire uniquement, c.-à-d. M3. Par ailleurs, dans la mesure où le prix des matières premières dépend largement de la demande américaine, il n'est pas surprenant que la variable du prix des matières premières n'ait à toutes fins utiles aucune incidence sur la production manufacturière canadienne.

résultats. On peut également penser qu'une partie de la production manufacturière répond à une demande canadienne qui peut s'écarter de la demande globale américaine. Cependant, nous n'avons testé aucune variable pour cerner cet effet.

En ce qui a trait à la variable du taux de change, son caractère endogène rend l'analyse problématique. Ainsi, nous avons utilisé l'équation du taux de change élaborée par Amano et van Norden (1995) afin de décomposer les variations du taux de change entre deux catégories : celles qui ont pour origine des facteurs fondamentaux (l'ajustement dynamique du modèle) et celles qui ont pour origine des facteurs stochastiques (l'erreur de prévision). L'estimation de ces deux mesures liées au taux de change permet entre autres de déterminer si la production est affectée ou non par ces deux types de mouvements distincts. Or, les résultats d'un tel exercise, comme les précédents, ne permettent pas de conclure en faveur d'une telle spécification[10].

Enfin, les courbes IS incluent généralement une mesure de la politique budgétaire, mais cette donnée n'est disponible qu'après un certain délai – un an environ –, ce qui la rend moins utile aux fins de prévision. Pour cette raison, elle a été exclue. Par ailleurs, des analyses de sensibilité ont montré que l'estimation des paramètres est robuste lorsque l'on omet cette variable (résultats disponibles sur demande). En outre, la variable fiscale ne contribue que très marginalement à expliquer la croissance manufacturière canadienne, que ce soit dans le cas linéaire que dans le non-linéaire. Par ailleurs, d'un point de vue théorique, on ne s'attend pas à ce que la production manufacturière ait une forte corrélation avec la politique budgétaire, contrairement à l'ensemble de l'économie, puisque plus de 50 % de la production manufacturière canadienne est exportée, dont l'essentiel vers les États-Unis. Bref, la spécification retenue semble robuste face à un large ensemble de spécifications alternatives.

### 2.2 Modèles non linéaires

Les résultats empiriques appuyant la présence de non-linéarités dans la dynamique du PIB abondent et sont étoffées. Garcia et Schaller (1995) et Weiss (1999), entre autres, obtiennent des résultats empiriques qui illustrent l'asymétrie de la relation entre la production et la politique monétaire aux États-Unis. Ces auteurs montrent notamment que la réaction de la production à un choc de politique monétaire est plus importante lorsque l'économie se trouve en récession qu'en expansion. Beaudry et Koop (1993) et Luger et Kichian (2001) montrent que les chocs qui affectent la production ont des effets asymétriques. Hansen (1992) et Potter (1995), quant à eux, proposent l'utilisation de modèles inspirés d'Hamilton (1989)

[10] C'est sans compter les problèmes qu'entraîne l'utilisation de régresseurs générés (voir Pagan, 1984).

pour analyser le PNB et le chômage aux États-Unis. Dans une étude intéressante, Krolzig et Sensier (2000) utilisent un modèle multivarié avec correction d'erreur, qu'ils estiment par une approche à changement de régime markovien, pour illustrer l'importance de la non-linéarité et de bris structurels dans la production manufacturière mensuelle de la Grande-Bretagne. Siliverstovs et van Dijk (2003) utilisent des modèles à changement structurels et à changements de régime pour prévoir la production industrielle des pays du G-7. Finalement, Sensier, Artis, Osborn et Birchenhall (2004) étudient la relation entre le cycle économique de certains pays d'Europre et des facteurs internationaux à l'aide d'une méthode utilisant la classification des régimes d'expansion et de récession. Toutes ces études donnent à penser que la dynamique de la production renferme des aspects non linéaires.

La théorie macroéconomique commence elle aussi à mieux comprendre et expliquer la non-linéarité du cycle économique. À cet égard, on note Acemoglu et Scott (1994), qui, suivant la ligne de pensée de Pigou, soutiennent que l'asymétrie et la non-linéarité inhérentes au cycle économique résultent de l'hétérogénéité des agents économiques, ce qui implique une variété de réactions différentes à un unique choc quelconque. Devereux et Siu (2003) parviennent à reproduire l'asymétrie observée dans le cycle économique en introduisant dans leur modèle un mécanisme d'ajustement des prix qui dépend de l'état dans lequel se trouve l'économie.

Une autre classe de modèle non linéaire est celle du modèle AR à seuil, préconisée par Tong (1978). Ce type de modèle permet d'introduire, sous forme de changement de régime, un certain degré de flexibilité dans une spécification. Nous considérons ici un modèle AR(1) à seuil, soit :

$$\text{M4} : y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \mathbf{1}\left(|y_{t-1}| > \tau\right)\theta y_{t-1} + u_t,$$

où $|\cdot|$ désigne la valeur absolue d'une variable et où la variable indicatrice, $\mathbf{1}(\cdot)$, prend la valeur 1 si $|y_{t-1}| > \tau$, autrement elle prend la valeur 0; $\theta$ est le coefficient rattaché à la variable à seuil et mesure l'effet de seuil[11]. Selon cette spécification, le degré de persistance de la croissance dans l'industrie manufacturière dépend alors du niveau du taux de croissance à la période en $t-1$. Par exemple, si $\theta > 0$, cela signifie que l'inertie de $y_t$ est plus forte lorsque la croissance absolue durant la période précédente est plus élevée que $\tau$. Ainsi, lors des périodes où $|y_{t-1}| > \tau$, la persitance des chocs qui affectent $y_t$ augmente.

Le paramètre $\tau$ est estimé par recherche itérative selon

$$\hat{\tau} \;=\; \arg\min_{\tau} \left\{ \sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2 \right\}$$

[11] Évidemment, nous pourrions adopter une spécification plus complète quant aux effets de seuil, comme celle proposée par Tong (1978, 1990), mais nous la conservons pour des recherches ultérieures.

$$\tau \in [0.10, 0.15, ..., \lambda \max(|y_t|)],$$

où $\lambda$ représente une fraction de la valeur absolue maximale de la variable dont dépend le seuil, c.-à-d. $y_{t-1}$. Dans la plupart des cas, lorsque $\lambda = 0,7$ nous sommes assurés que la matrice des variances-covariances est définie positive.

Puisque cette classe de modèle est particulièrement flexible et que la fonction indicatrice peut être spécifiée de diverses manières, nous estimons d'autres modèles à effets de seuil afin de vérifier la pertinence de certaines hypothèses alternatives, dont la présence d'effets de seuil dans la corrélation entre la production manufacturière et les facteurs exogènes pouvant l'expliquer, soit :

$$\text{M5} \quad : \quad y_t = c + \phi(L)y_t + \delta(L)r_t + \varphi(L)y_t^{us} + \psi(L)e_t + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > \tau\right)\theta(L)e_t + u_t$$

$$\begin{aligned}\text{M6} \quad : \quad y_t = {} & c + \phi(L)y_t + \delta(L)r_t + \varphi(L)y_t^{us} + \psi(L)e_t + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > \tau_1\right)\theta_1(L)e_t \\ & + \mathbf{1}\left(\left|y_{t-1}^{us}\right| > \tau_2\right)\theta_2(L)y_t^{us} + u_t\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{M7} \quad : \quad y_t = {} & c + \phi(L)y_t + \delta(L)r_t + \varphi(L)y_t^{us} + \psi(L)e_t + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > \tau_1\right)\theta_1(L)e_t \\ & + \mathbf{1}\left(\left|y_{t-1}^{us}\right| > \tau_2\right)\theta_2 y_{t-1}^{us} + \mathbf{1}\left(|y_{t-1}| > \tau_3\right)\theta_3 y_{t-1} + u_t.\end{aligned}$$

Selon les spécifications M5, M6 et M7, la réaction de $y_t$ à des fluctuations exogènes dépend de l'état dans lequel se trouve l'économie.

Pour ce qui est de la spécification des modèles à chaîne de Markov (d'ordre 1), nous avons estimé des spécifications à deux régimes, dont :

$$\begin{aligned}\text{M8} \quad : \quad & y_t = \phi_{0,s_t} + \phi_{1,s_{t-1}} y_{t-1} + u_t \\ u_t \quad \sim \quad & i.i.d.N(0, \sigma^2_{u,s_t}).\end{aligned}$$

Selon cette spécification, l'intercepte, le coefficient AR et la variance de l'erreur de prévision, $\sigma^2_{u,s_t}$, dépendent de la variable d'état non observable, $S_t \in \{0, 1\}$. Celle-ci est donc régie par un processus discret de changements de régime de type markovien. La matrice de transition, $\mathbf{P}$, est telle que

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{00} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{00} & p_{11} \end{pmatrix}$$

$$
\begin{aligned}
p_{00} &= \Pr\left[S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0\right] \\
1 - p_{00} &= \Pr\left[S_t = 0 \mid S_{t-1} = 1\right] \\
p_{11} &= \Pr\left[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 1\right] \\
1 - p_{11} &= \Pr\left[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 0\right].
\end{aligned}
$$

Les probabilités de transition sont bornées entre 0 et 1 selon une distribution logistique. M8 est donc non linéaire à chaque période $t$, mais $\lim_{h\to\infty} E\left[y_{t+h}\right]$ est linéaire et dépend des probabilités inconditionnelles de transition.

Nous avons aussi estimé deux modèles indicateurs où sont permis des changements de régime, soit :

$$
\text{M9, M10}: y_t = \phi_{0,s_t} + \phi_{1,s_{t-1}} y_{t-1} + \delta_{s_{t-1}} r_{t-1} + \varphi_{s_{t-1}} y_{t-1}^{us} + \sum_{j=1}^{4} \psi_{s_{t-j}} e_{t-j} + u_t.
$$

Pour M10, nous supposons que la variance de l'erreur de prévision est homoscédastique, tandis qu'elle est hétéroscédastique pour M9.

Bref, ces différentes spécifications servant à modéliser la croissance de la production manufacturière nous permettent d'évaluer la pertinence de différentes hypothèses concernant la croissance de la production manufacturière. Par exemple, les modèles M5, M6 et M7 permettent des effets asymétriques face aux fluctuations du taux de change, tandis que M6 et M7 permettent des effets de seuil dans la réaction à l'activité américaine et que M7 permet en plus des effets de seuil pour la composante autorégressive. Selon ces modèles, y compris M4, $y_t$ évolue différemment selon que les effets de seuil sont activés ou non. De même, les modèles à chaîne de Markov permettent aussi une réaction qui peut différer dans le temps et varier selon la nature du choc, mais dans ce cas-ci le changement de régime est non observable et doit être inféré à partir des données.

Il s'agit là sans doute de l'un des aspects les plus intéressants des modèles à chaîne de Markov. En effet, puisque ces modèles permettent d'évaluer les probabilités associées à chaque régime, ils aident à établir la probabilité qu'à la période $t + h$ il y ait une transition d'un régime à un autre, et ainsi à évaluer les points de retournement dans une persperctive probabiliste et non *ad hoc*, comme le mentionnent Diebold et Rudebusch (2001).

Finalement, il faut souligner qu'à priori on ne s'attend pas à ce que des modèles à changements structurels soient appropriés, puisque la non-linéarité du cycle économique est intimement liée à la conjoncture. On peut donc dire que les modèles de type Hamilton permettent d'appréhender les changements conjoncturels, tandis que les modèles à la Chow permettent quant à eux d'appréhender les changements de type structurel, ce qui est très différent. Pour

bien montrer que la capacité d'un modèle de permettre un changement structurel dans la relation de la courbe IS ne sert à rien, nous avons appliqué également le test proposé par Andrews (1993) pour certaines spécifications.

## 3 Résultats empiriques

Dans cette section, nous présentons les résultats d'estimations faites avec les différentes spécifications présentées ci-haut. Les statistiques $t$ sont entre parenthèses; $\mathcal{L}$ désigne le log de la valeur de la vraisemblance; $\sup F(T_B)$ représente le maximum de la statisitique $F$ à la date de bris $T_B$ selon le test de Andrews (1993); $\mathcal{D}$ indique la probabilité de non-rejet de l'hypothèse nulle[12], selon la stratégie à bornes proposée par Davies (1987)[13]; et $C_\epsilon$, $C_y$ et $C_{y^{us}}$ représentent la proportion d'observations pour lesquelles les effets de seuil s'appliquent.

Ainsi, pour M1, on obtient les résultats suivants[14] :

$$\begin{aligned} \text{M1} \quad &: \quad \hat{y}_t = \underset{(1,96)}{0,375} + \underset{(6,51)}{0,576}\, y_{t-1} + \hat{u}_t \\ R^2 \;&=\; 0,338 \qquad \hat{\sigma}_u = 1,625 \qquad \mathcal{L} = -278,67. \end{aligned}$$

tandis que, pour M2, nous obtenons[15] :

$$\begin{aligned} \text{M2} \quad &: \quad \hat{y}_t = y_{t-1} + \hat{u}_t \\ R^2 \;&=\; 0,30 \qquad \hat{\sigma}_u = 1,828 \qquad \mathcal{L} = -285,75. \end{aligned}$$

Pour le modèle linéaire de la courbe IS, c.-à-d. M3, les résultats selon SIC et HQIC (version $a$) sont :

$$\begin{aligned} \text{M3}^a \quad &: \quad \hat{y}_t = \underset{(-0,28)}{-0,064} - \underset{(-3,04)}{0,354}\, r_{t-1} + \underset{(1,41)}{0,333}\, y^{us}_{t-1} + \underset{(2,22)}{0,308}\, y_{t-1} - \underset{(-0,77)}{0,035}\, e_{t-1} + \hat{u}_t \\ R^2 \;&=\; 0,425 \qquad \hat{\sigma}_u = 1,543 \qquad \mathcal{L} = -272,66 \qquad \sup F(1998(1)) = 10,67, \end{aligned}$$

tandis que les résultats selon AIC (version $b$) sont :

$$\begin{aligned} \text{M3}^b \quad &: \quad \hat{y}_t = \underset{(-0,35)}{-0,078} - \underset{(-2,87)}{0,675}\, r_{t-1} + \underset{(-1,60)}{0,402}\, r_{t-2} + \underset{(1,81)}{0,445}\, y^{us}_{t-1} + \underset{(2,30)}{0,318}\, y_{t-1} - \underset{(-0,79)}{0,077}\, e_{t-1} + \hat{u}_t \\ R^2 \;&=\; 0,443 \qquad \hat{\sigma}_u = 1,528 \qquad \mathcal{L} = -271,35 \qquad \sup F(1998(1)) = 11,36. \end{aligned}$$

[12] Pour les modèles à seuil, l'hypothèse nulle est simplement définie par le modèle identifié sans les effets de seuil. Ainsi, les paramètres rattachés aux effets de seuil ne pas sont identifiés sous l'hypothèse nulle.

[13] Le test de Davies permet des tests d'hypothèse lorsque certains paramètres présents sous l'hypothèse alternative ne sont pas identifiés sous l'hypothèse nulle (c.-à-d., des paramètres de nuisance).

[14] Les trois critères de sélection donnent le même nombre de retards, 1.

[15] La statisitique $t$ de la *dérive* était inférieure à 0,15; on peut alors conclure que la dérive n'est ici d'aucune utilité. Les résultats qui y sont associés ne sont donc pas présentés.

Pour les modèles à seuil M4 à M7, nous obtenons les résultats suivants :

$$\begin{aligned}
\text{M4} \quad &: \quad \hat{y}_t = \underset{(2,32)}{0,445} + \underset{(1,60)}{0,277}\, y_{t-1} + \mathbf{1}\left(|y_{t-1}| > 2,3\right) \underset{(2,00)}{0,378}\, y_{t-1} + \hat{u}_t \\
R^2 &= 0,369 \qquad \hat{\sigma}_u = 1,578 \qquad \mathcal{L} = -276,67 \qquad \mathcal{D} = 0,68 \\
\sigma_y &= 2,0 \qquad T^{-1}\sum_{t=1}^{T} |y_t| = 1,8 \qquad C_y = 0,32
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{M5} \quad &: \quad \hat{y}_t = \underset{(-0,32)}{-0,067} + \underset{(3,07)}{0,410}\, y_{t-1} - \underset{(-3,61)}{0,846}\, r_{t-1} + \underset{(2,14)}{0,556}\, r_{t-2} + \underset{(1,56)}{0,372}\, y^{us}_{t-1} \\
&\quad + \underset{(1,27)}{0,155}\, e_{t-1} - \underset{(-1,39)}{0,160}\, e_{t-2} + \underset{(2,35)}{0,276}\, e_{t-3} - \underset{(-1,10)}{0,136}\, e_{t-4} + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) \underset{(0,12)}{0,024}\, e_{t-1} \\
&\quad + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) \underset{(-1,17)}{-0,227}\, e_{t-2} + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) \underset{(1,91)}{0,786}\, e_{t-3} \\
&\quad + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) \underset{(-3,038)}{-0,141}\, e_{t-4} + \hat{u}_t \\
R^2 &= 0,556 \qquad \hat{\sigma}_u = 1,447 \qquad \mathcal{L} = -262,24 \qquad \mathcal{D} = 0,12 \\
\sigma_e &= 2,1 \qquad T^{-1}\sum_{t=1}^{T} |e_t| = 1,6 \qquad C_e = 0,05
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{M6} \quad &: \quad \hat{y}_t = \underset{(-0,34)}{-0,071} + \underset{(3,13)}{0,415}\, y_{t-1} - \underset{(-3,33)}{0,786}\, r_{t-1} + \underset{(1,86)}{0,488}\, r_{t-2} + \underset{(0,93)}{0,237}\, y^{us}_{t-1} + \underset{(1,499)}{0,184}\, e_{t-1} \\
&\quad - \underset{(-1,428)}{0,164}\, e_{t-2} + \underset{(2,308)}{0,268}\, e_{t-3} - \underset{(-1,284)}{0,159}\, e_{t-4} + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) \underset{(0,02)}{0,003}\, e_{t-1} \\
&\quad + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) - \underset{(-1,15)}{0,221}\, e_{t-2} + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) \underset{(1,83)}{0,744}\, e_{t-3} \\
&\quad + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) - \underset{(-3,13)}{0,579}\, e_{t-4} + \mathbf{1}\left(\left|y^{us}_{t-1}\right| > 2,1\right) \underset{(1,45)}{0,395}\, y^{us}_{t-1} + \hat{u}_t \\
R^2 &= 0,569 \qquad \hat{\sigma}_u = 1,418 \qquad \mathcal{L} = -261,10 \qquad \mathcal{D} = 0,19 \\
\sigma_{y^{us}} &= 1,2 \qquad T^{-1}\sum_{t=1}^{T} |y^{us}_t| = 1,1 \qquad C_e = 0,05 \qquad C_{y^{us}} = 0,07
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{M7} \quad &: \quad \hat{y}_t = \underset{(-0,51)}{-0,111} + \underset{(0,24)}{0,048}\, y_{t-1} + \mathbf{1}\left(|y_{t-1}| > 2,3\right) \underset{(2,36)}{0,429}\, y_{t-1} - \underset{(-3,48)}{0,809}\, r_{t-1} \\
&\quad + \underset{(1,96)}{0,512}\, r_{t-2} + \underset{(1,85)}{0,741}\, y^{us}_{t-1} + \underset{(0,0,96)}{0,119}\, e_{t-1} - \underset{(-1,74)}{0,198}\, e_{t-2} + \underset{(2,178)}{0,250}\, e_{t-3} \\
&\quad - \underset{(-0,75)}{0,092}\, e_{t-4} + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) - \underset{(-0,29)}{0,057}\, e_{t-1} \\
&\quad + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) - \underset{(-1,18)}{0,227}\, e_{t-2} + \mathbf{1}\left(|e_{t-1}| > 3,6\right) \underset{(2,00)}{0,410}\, e_{t-3}
\end{aligned}$$

$$+\mathbf{1}\left(|e_{t-1}|>3.6\right)\underset{(-3.09)}{-0.547}\,e_{t-4}+\mathbf{1}\left(|y^{as}_{t-1}|>1.2\right)\underset{(-1.05)}{-0.398}\,y^{as}_{t-1}+\hat{u}_t$$

$R^2 = 0.591 \qquad \hat{\sigma}_u = 1398 \qquad \mathcal{L} = -258.94 \qquad \mathcal{D} = 0.14$

$C_v = 0.05 \qquad C_y = 0.32 \qquad C_{y^{as}} = 0.42$

M8 :
$$y_t = \begin{cases} \underset{(1.71)}{0.359} - \underset{(9.99)}{0.714}\,y_{t-1} + \hat{u}_{0,t}, & s_t = 0 \\ \underset{(-1.08)}{-0.393} - \underset{(-1.84)}{0.590}\,y_{t-1} + \hat{u}_{1,t}, & s_t = 1 \end{cases}$$

$$\hat{\mathbf{P}} = \begin{pmatrix} \underset{(10.53)}{0.856} & 0.998 \\ 0.144 & \underset{(0.05)}{0.002} \end{pmatrix}$$

$R^2 = 0.387 \qquad \hat{\sigma}_{u,0} = 1.457 \qquad \hat{\sigma}_{u,1} = 2.538 \qquad \mathcal{L} = -273.99 \qquad \mathcal{D} = 0.74$

M9 :
$$y_t = \begin{cases} \begin{cases} \underset{(-6.58)}{-1.482} + \underset{(4.62)}{0.637}\,y_{t-1} - \underset{(-8.39)}{0.540}\,r_{t-1} + \underset{(3.37)}{0.801}\,y^{as}_{t-1} \\ \underset{(-7.54)}{-0.708}\,e_{t-1} - \underset{(-4.23)}{0.459}\,e_{t-2} - \underset{(-3.73)}{0.406}\,e_{t-3} - \underset{(-6.59)}{0.687}\,e_{t-4} + \hat{u}_{0,t} \end{cases}, & s_t = 0 \\ \begin{cases} \underset{(6.15)}{0.874} - \underset{(-1.51)}{0.128}\,y_{t-1} - \underset{(-6.58)}{1.257}\,r_{t-1} + \underset{(2.48)}{0.318}\,y^{as}_{t-1} \\ \underset{(-1.78)}{-0.110}\,e_{t-1} + \underset{(0.47)}{0.026}\,e_{t-2} + \underset{(6.60)}{0.366}\,e_{t-3} + \underset{(2.50)}{0.147}\,e_{t-4} + \hat{u}_{1,t} \end{cases}, & s_t = 1 \end{cases}$$

$$\hat{\mathbf{P}} = \begin{pmatrix} \underset{(16.92)}{0.811} & 0.647 \\ 0.189 & \underset{(3.04)}{0.353} \end{pmatrix}$$

$R^2 = 0.539 \qquad \hat{\sigma}_{u,0} = 0.763 \qquad \hat{\sigma}_{u,1} = 0.635 \qquad \mathcal{L} = -248.77 \qquad \mathcal{D} = 0.00$

M10 :
$$y_t = \begin{cases} \begin{cases} \underset{(-7.30)}{-1.510} + \underset{(4.62)}{0.617}\,y_{t-1} - \underset{(-3.67)}{0.400}\,r_{t-1} + \underset{(3.55)}{0.824}\,y^{as}_{t-1} \\ \underset{(-7.43)}{-0.704}\,e_{t-1} - \underset{(-4.14)}{0.460}\,e_{t-2} - \underset{(-3.61)}{0.417}\,e_{t-3} - \underset{(-6.34)}{0.673}\,e_{t-4} + \hat{u}_t \end{cases}, & s_t = 0 \\ \begin{cases} \underset{(5.73)}{0.855} - \underset{(-1.55)}{0.134}\,y_{t-1} - \underset{(-8.42)}{0.544}\,r_{t-1} + \underset{(2.57)}{0.333}\,y^{as}_{t-1} \\ \underset{(-1.65)}{-0.104}\,e_{t-1} + \underset{(0.50)}{0.028}\,e_{t-2} + \underset{(6.39)}{0.363}\,e_{t-3} + \underset{(2.46)}{0.148}\,e_{t-4} + \hat{u}_t \end{cases}, & s_t = 1 \end{cases}$$

$$\hat{\mathbf{P}} = \begin{pmatrix} \underset{(15.14)}{0.813} & 0.650 \\ 0.187 & \underset{(3.15)}{0.350} \end{pmatrix}$$

$R^2 = 0.516 \qquad \hat{\sigma}_u = 0.675 \qquad \mathcal{L} = -249.00 \qquad \mathcal{D} = 0.00,$

Une brève analyse des résidus des modèles linéaires révèle qu'ils ne présentent pas une distribution normale. Selon le test de normalité de Jarque-Bera, la probabilité de non-rejet de l'hypothèse nulle est de seulement 0,04 pour $M3^b$, tandis qu'elle est de 0,22 pour M10, ce qui vient supporter l'utilisation du modèle non linéaire M10. Quant aux modèles à seuils, leur performance en termes de qualité d'ajustement semble intéressante, mais cela ne suffit pas pour pour justifier le modèle selon la statistique $\mathcal{D}$. Dans certains cas d'ailleurs, les effets de seuil ne s'appliquent que sur une très faible proportion des observations (moins de 10 %), ce qui indique que ces effets brusques ne sont peut-être pas appropriés.

Selon les résultats des modèles à changements de régime de type markovien, le modèle M10 semble le plus adéquat d'un point de vue statistique, mais M9, avec la variance de l'erreur de prévision qui dépend de la variable d'état, est plus riche. Hormis la différence importante des paramètres liés à $r_t$, les estimations selon M9 et M10 sont semblables, y compris les probabilités filtrées (non présentées pour M10). Quant à M8, les résultats nous permettent de conclure qu'un simple modèle AR avec changements de régime ne semble pas être en mesure de caractériser adéquatement la dynamique de $y_t$, car un simple examen visuel des probabilités filtrées (non présentées) montre qu'elles ne sont pas bien distribuées, se situant souvent près de la région non informative des 50 %.

Comme Carrasco (2002) le souligne, il est souvent difficile d'établir en pratique une nette distinction entre un processus caractérisé par des effets de seuil, des changements de régime de type bris structurels ou des changements de régime de type markovien. Ainsi, la statistique $\sup F(T_B)$ pour M3 (versions $a$ et $b$) est inférieure à 12 et est largement inférieure à la valeur critique de 18,5 pour le seuil critique de 10 % lorsque l'on simule le processus selon $M3^a$ sous l'hypothèse nulle de stabilité des coefficients pour un échantillon de 100 observations. Ce résultat est important, puisqu'il confirme l'idée que la non-linéarité a un caractère essentiellement conjoncturel et non structuel. Si l'analyste pense appréhender la non-linéarité en utilisant un modèle qui permet un bris structurel, ce qui est généralement beaucoup plus facile à estimer, il sera vraisemblablement incapable de rejeter l'hypothèse nulle de stabilité et concluera de façon erronée que le processus est linéaire.

Par ailleurs, on note également que la date estimée du bris structurel correspond à la date à laquelle nous avons dû joindre les données en dollars constants à celles en dollars enchaînés, ce qui pourrait expliquer le choix de la date[16]. Puisque le test d'Andrews ne nous permet pas de toute façon de rejeter l'hypothèse de la constance des paramètres, nous n'avons fait aucune analyse supplémentaire pour vérifier l'impact du changement de définition des données. Il est sans doute raisonnable de penser que cet ajustement des données n'explique

[16] Merci à Maral Kichian pour avoir soulevé ce point.

pas la bonne qualité des résultats empiriques de certains modèles non linéaires par rapport à celle des modèles linéaires, quoique cette question demeure ouverte[17].

## 4 Analyse de modèles sélectionnés

Cette section présente donc une analyse du modèle de référence, $M3^b$, et celle du meilleur modèle, M10. La qualité de l'ajustement du modèle non linéaire, avec un $R^2$ de 0,516, semble excellente et, selon le log de la vraisemblance, ce modèle est, selon le test de Davies (1987), statistiquement supérieur à celui estimé par la méthode des moindres carrés sous l'hypothèse de linéarité. Comparativement au modèle linéaire M3, le modèle non linéaire, dans l'état 0, réussit à capter des effets de taux de change avec une structure de retards intéressante de quatre trimestres. Les effets de la politique monétaire sont aussi plus forts dans le cas non linéaire, et ce, dans les deux régimes. Pour ce qui est de l'incidence de l'activité économique américaine, les effets sont plus importants dans l'état 0 que sous l'hypothèse de linéarité, mais ils sont largement inférieurs dans l'état 1. Bref, les données semblent admettre la spécification non linéaire suggérée.

Le Graphique 1 illustre la croissance observée du secteur manufacturier et les probabilités filtrées d'être dans l'état 1. On remarque que lorsque la probabilité d'être dans l'état 1 s'approche de l'unité, le secteur manufacturier enregistre généralement un creux cyclique, notamment l'important ralentissement observé en 1990-1991. On peut donc dire qu'un changement d'état est associé à un point de retournement dans le cycle économique de ce secteur.

Le Graphique 2 présente la croissance réalisée du secteur manufacturier et l'ajustement suggéré par $M3^b$, tandis que le Graphique 3 compare la croissance effective avec l'ajustement obtenu avec M10. Comparativement au modèle linéaire, on constate que le modèle à chaîne de Markov reflète beaucoup mieux les points de retournement du secteur manufacturier, particulièrement durant les creux cycliques. Ce résultat illustre bien la nécessité de tenir compte de la forte asymétrie qui semble présente dans $y_t$.

En ce qui a trait aux propriétés du modèle non linéaire, la durée typique de l'état 0 est de quatre trimestres, tandis qu'elle est de deux trimestres pour l'état 1. Comparativement aux résultats typiques associés à l'ensemble de l'économie (p. ex., Hamilton, 1989), le cycle économique dans le secteur manufacturier canadien paraît plus court. Ce résultat est important puisque des creux cycliques fréquents augmentent les possibilités d'erreurs de prévision trop optimistes durant ces périodes névralgiques pour l'analyse de la conjoncture.

[17] L'obstacle principal est ici la taille de l'échantillon, qui ne nous permet pas une analyse plus approfondie de la question.

Il est aussi intéressant de décomposer les contributions à la croissance établie par chacune des sources identifiées par la spécification utilisée. Ainsi, à partir des résultats associés à M10, le Graphique 4 présente la contribution apportée à la croissance par la production industrielle américaine, le Graphique 5, celle apportée par le taux de change et le Graphique 6, celle attribuée à la pente des écarts de rendement. La forte influence de l'économie américaine est frappante. Bien qu'une grande partie du cycle semble être causée par la production américaine, on remarque que l'effet du taux de change peut être, à l'occasion, le facteur déterminant de la croissance du secteur manufacturier canadien. Par exemple, la phase de renforcement de la production manufacturière au Canada, qui s'est déroulée entre 2001 et 2002, semble reliée en bonne partie à l'effet du taux de change, dont les cours face au dollar américain étaient alors extrêmement bas. On note également que le taux de change, comparativement à la production américaine et à la politique monétaire, génère beaucoup de volatilité dans la production manufacturière. Quant à la politique monétaire, elle semble avoir un effet considérable, mais sans toutefois occasionner des variations brusques de la production.

D'après les résultats de M10, on remarque qu'en général, lorsque $y_t$ évolue dans l'état 1, la réaction de la croissance manufacturière aux fluctuations du taux de change est différente de celle à laquelle nous pourrions nous attendre normalement. Il se peut que la nature endogène du taux de change explique partiellement pourquoi la corrélation avec la production manufacturière est parfois positive. En effet, si l'on compare la croissance de la production (Graphique 1) avec la croissance du taux de change réel et les probabilités que l'économie soit dans l'état 1 (Graphique 7), on remarque que certaines périodes sont marquées par de fortes appréciations du taux de change sans qu'il n'y ait au même moment un ralentissement notable de la production manufacturière[18]. Parfois, la probabilité que l'économie se trouve dans l'état 1 est associée à une forte appréciation de la devise, ce qui expliquerait certaines périodes difficiles pour les fabricants canadiens[19]. En somme, il semble que la variable du taux de change envoie des signaux mixtes sur l'évolution future dans le secteur de la fabrication. Par exemple, la croissance de presque 8 % (taux trimestriel annualisé) enregistrée pour le secteur manufacturier au quatrième trimestre de 2003, tandis que le taux de change Canada-É.-U. s'était fortement apprécié durant l'année, illustre bien la difficulté à analyser la relation entre le taux de change et la croissance du secteur de la fabrication.

[18] Vers 1988 et 1999–2000, entre autres. Durant ces périodes, la production américaine connaissait par ailleurs une bonne croissance.

[19] Vers 1984-1986, 1992, 1995, 2001 et début 2003, notamment.

De façon plus générale, on pourrait conclure que lorsque la production manufacturière évolue dans l'état 0, elle est déterminée par les facteurs typiques que sont la croissance américaine, les variations du taux de change et les écarts de rendement. Lorsqu'elle évolue dans l'état 1, il semble que la relation de la production manufacturière avec ses déterminants fondamentaux soit beaucoup moins forte, comme on le constate dans le cas de l'influence américaine, dont le coefficient diminue fortement, ou même évolue de sens contraire aux attentes, comme c'est le cas pour le taux de change.

### 4.1 Fonction de réaction

Contrairement à ce qui se passe avec le modèles linéaires, il est impossible d'obtenir les fonctions de réaction des modèles non linéaires de façon analytique, et leur calcul nécessite des simulations stochastiques (Koop, Pesaran et Potter, 1996; et Potter, 2000). Dans le cas présent, la réponse à un choc dépend de la taille et de la direction du choc, ainsi que du moment où il se produit, d'où la nécessité de simulations pour obtenir une réponse dite *générale* ($G_y$), soit :

$$G_y(n, u_t, \omega_{t-1}) = E\left[y_{t+n}|u_t = \delta, \omega_{t-1}\right] - E\left[y_{t+n}|\omega_{t-1}\right], \tag{1}$$

avec $n = 1, 2, ..., N$, et où $E[\cdot|\cdot]$ dénote l'espérance conditionnelle, $\delta$ dénote un choc et $\omega_{t-1}$ dénote l'ensemble de l'information disponible. La réponse généralisée, $G_y$, consiste donc à obtenir la réaction moyenne à un choc *moyen*. Pour ce faire, $R$ chocs de différente taille sont simulés et les réponses dynamiques sont calculées pour chaque période $t$. Par ailleurs, selon M10, $y_t$ réagit différemment aux chocs qui l'affectent. Afin d'illustrer cette importante propriété, nous analysons la réaction aux chocs selon qu'ils surviennent dans l'état 0 ou 1 et selon qu'ils sont positifs ou négatifs. Bref, 1000 chocs pseudo-aléatoires sont générés selon la variance de chaque variable et avec une magnitude définie sur l'intervalle $\delta = \pm 3, \pm 2.9, ..., \pm 0.1$, de sorte que l'on obtient une série de petits (gros) chocs positifs (négatifs). Puisque les chocs macroéconomiques présentent généralement une certaine persistance, nous imposons une racine de 0,5. Enfin, il est important de souligner que ces réponses réflètent uniquement un ajustement sous un équilibre très partiel de l'économie et ne servent donc qu'à illustrer l'asymétrie dans les élasticités suggérées par le modèle.

Les Graphiques 8 à 10 présentent la réponse du *niveau* de la production manufacturière aux différents chocs, soit, dans l'ordre, le taux de change, l'économie américaine et la politique monétaire.

Pour la réaction du niveau de $y_t$ aux chocs du taux de change (Graphique 8), on voit que la réponse varie selon l'état dans lequel se trouve $y_t$ au moment où un choc l'atteint. Les chocs du taux de change qui ont été simulés avaient une taille moyenne de 4,9 % (en valeur absolue, taux trimestriel annualisé). Lorsque l'économie se trouve dans l'état 0, on peut donc dire que la réponse est symétrique à environ 1 pour 1. Par contre, si un choc négatif survient dans l'état 0, la réponse est en moyenne plus de deux fois supérieure à celle obtenue dans le cas où le même choc survient lorsque $y_t$ évolue dans l'état 1. Selon les simulations, il est donc possible de conclure qu'en moyenne l'élasticité du niveau de $y_t$ est d'environ 1 pour 1 lorsque le choc survient dans l'état 0, indépendamment de la direction du choc. Lorsque $y_t$ est dans l'état 1, la réponse à un choc négatif est de 1/5, tandis qu'elle est d'environ 1/2 lorsque le choc est positif. Quant à l'évolution de la réponse, on constate qu'elle est très rapide, avec environ 50 % de l'ajustement qui se réalise à l'intérieur des deux premiers trimestres suivant un choc.

Dans le cas de la réponse du niveau de $y_t$ aux chocs américains (Graphique 9), dont la taille moyenne est de 1,7 % (en valeur absolue), une légère asymétrie apparaît lorsque $y_t$ subit un choc américain négatif dans l'état 1, générant une réponse d'environ 1/3. Autrement, la réponse est presque parfaitement symétrique à 1/5.

De même, pour la réponse aux chocs de la politique monétaire (Graphique 10), dont la taille moyenne est de 3,8 points de base (en valeur absolue), on remarque que le degré d'asymétrie est beaucoup moins important. En effet, la seule distinction notable est la réponse à un choc négatif, qui est d'environ 15 % inférieure lorsque le choc survient dans l'état 0. Ainsi, l'élasticité moyenne se situe entre 0,45 et 0,55.

En somme, on constate que l'ajustement se fait assez rapidement, l'essentiel des effets se réalisant à l'intérieur d'une année. On constate également que l'asymétrie des élasticités est particulièrement forte dans le cas du taux de change.

## 5 Prévisions hors échantillon

Cette section compare les prévisions hors échantillon produites avec les divers modèles. Pour ce faire, nous avons retranché 50 observations, puis, de façon récursive, nous avons réestimé les modèles (en conservant cependant la même spécification) pour faire des prévisions pour 1, 2, 4, 8 et 12 trimestres[20]. Les variables exogènes sont à leurs valeurs historiques. Le Tableau 1 présente le sommaire de la racine des erreurs quadratiques moyennes (REQM) et

[20] À noter que, pour les modèles à seuil, la valeur du seuil est elle aussi réestimée.

de la moyenne des erreurs absolues (MEA)[21]. Pour chacun des critères, les meilleurs modèles pour chaque horizon sont identifiés en gras.

Il est intéressant de noter que M10 semble être le modèle le plus performant. Comparativement à M1, la REQM est réduite d'environ 16 % pour les prévisions d'un trimestre à l'avance et est réduite de 8 % comparativement à M3$^b$, le modèle basé sur une courbe IS linéaire. À l'exception d'un horizon de quatre trimestres, M10 se classe premier dans tous les cas quant à la REQM, tandis que M4 semble supérieur selon la MEA.

Hormis M4, le modèle à seuil le plus simple, on constate que l'ajout d'effets de seuil n'améliore pas les prévisions, allant même à les dégrader, comme le montrent les résultats associés aux modèles M5, M6 et M7. De façon générale, les modèles à chaîne de Markov offrent une capacité de prévision somme toute intéressante. Cependant, il faut souligner que les modèles simples (M1 et M3), comparativement aux modèles plus sophistiqués, présentent une performance satisfaisante pour les horizons de 4 à 12 trimestres. Ces résultats vont dans le même sens que les conclusions de Clements et Krolzig (1998) à l'effet que, sur une base hors échantillon, les modèles simples sont capables de prévoir convenablement.

Afin de comparer statistiquement les prévisions produites par les modèles concurrents, nous avons appliqué le test proposé par Diebold et Mariano (1995), avec la correction du biais préconisée par Harvey, Leybourne et Newbold (1997) et sur la base de la fonction de perte de l'erreur de prévision quadratique moyenne. Selon ce test, les prévisions produites par M10 ne semblent pas statistiquement différentes de celles générées par M3$^b$ au seuil critique de 20 %[22].

Finalement, puisqu'il est bien connu que la maximization de la fonction de vraisemblance des modèles hautement non linéaires peut souvent être une tâche délicate, on peut soupçonner que cela réduit la performance de ces modèles pour le présent exercise, où le nombre d'observations est somme toute très limité, particulièrement au début des récursions.

### 5.1 Prévisions pour la période récente : 2002T1–2003T4

Afin d'évaluer la performance récente des modèles M3$^b$ et M10, nous comparons les prévisions pour un trimestre à l'avance depuis la période allant du premier trimestre de 2002 au quatrième trimestre de 2003, ce, sur la base des données mises à jour au 1$^{er}$ mars 2004. Le

[21] Les chiffres sont présentés sur une base annualisée.

[22] On doit cependant souligner que le modèle à chaîne de Markov tend généralement à produire des prévisions légèrement optimistes. Il semble toutefois que ce soit un problème d'échantillion fini, puisque, pour les huit derniers trimestres par exemple, le biais du modèle est inférieur à 0.5 % (en taux trimestriel annualisé).

Graphique 11 illustre les résultats obtenus. Si l'on compare la moyenne des erreures absolues, qui se chiffre à 4,5 pour M10 et à 7,2 pour $M3^b$, ainsi que les erreurs quadratiques moyennes, qui sont respectivement de 6,1 et 9,2, on constate encore que M10 offre des prévisions supérieures pour un trimestre à l'avance. Le modèle linéaire n'est pas en mesure de prévoir convenablement la phase de reprise observée en 2002 ni le ralentissement de 2003, tandis que le modèle non linéaire réagit fortement à l'appréciation du taux de change.

## 6 Conclusion

Les résultats présentés dans cette étude confortent l'hypothèse que la croissance trimestrielle de la production manufacturière peut être caractérisée de façon non linéaire. Essentiellement, la non-linéarité semble découler de la moyenne inconditionnelle et des réactions aux déterminants de la croissance, soit les écarts de rendement, la croissance de l'activité économique américaine et, plus particulièrement, la croissance du taux de change réel Canada-É.U. À partir des résultats empiriques, on peut affirmer que les modèles à changements de régime markovien appréhendent la dynamique conjoncturelle (récession/expansion) de façon appropriée. Une comparaison de l'ajustement obtenu par des modèles de type courbe IS linéaire et non linéaire révèle l'incapacité du modèle linéaire à bien prévoir les points de retournement du secteur canadien de la fabrication.

La nature et l'importance de la non-linéarité impliquent aussi qu'il est préférable de considérer des élasticités conditionnelles, plutôt qu'inconditionnelles, qui prennent en compte la direction et la taille des chocs. Cette conclusion est particulièrement juste dans le cas de l'élasticité par rapport au taux de change. Cela implique notamment que l'estimation des effets potentiels de la hausse relative du dollar canadien par rapport au dollar américain en 2003 est confrontée à une incertitude considérable en raison de la forte dépendance de l'élasticité par rapport à l'état de l'économie. Parmi les facteurs pouvant expliquer ce résultat, il y a la situation financière des entreprises, le degré de concurrence internationale auquel elles sont confrontées sur leurs marchés respectifs, ainsi que l'augmentation tendancielle des importions contenues dans les exportations de produits canadiens.

Une comparaison de la performance prévisionnelle des différents modèles qui sont estimés dans cette étude montre aussi que les modèles à changements de régime markovien donnent non seulement des résultats économiques plus intéressants, mais qu'ils servent mieux à prévoir la croissance. À la lumière des travaux de Hendry et Clements (1998, 1999) et de Clements et Krolzig (1998), les résultats de cette étude indiquent aussi que la présence de non-linéarité

dans les données de la production manufacturière canadienne est très forte et qu'on produit des prévisions de moins bonne qualité quand on néglige de tenir compte de la nature non linéaire des données.

Dans le cadre de recherches ultérieures, il serait intéressant d'évaluer la possibilité de combiner les prévisions des différents modèles étudiés ci-haut, en exploitant le phénomène des changements de régime, comme le proposent Elliot et Timmermann (2002). Il y aurait également lieu d'étudier le comportement des données mensuelles afin de déterminer si elles peuvent aider à prévoir la croissance trimestrielle. De plus, une étude des données mensuelles pourrait contribuer à enrichir davantage les résultats économiques. Il serait également intéressant de comparer l'incertitude rattachée aux différentes prévisions, dans l'esprit des travaux de Tay et Wallis (2002), et de Siliverstovs et van Dijk (2003), car comparer les prévisions uniquement en terme de *points* n'est qu'un des aspects de la prévision faite à partir de modèles économétriques, l'évaluation de l'incertitude étant un aspect tout aussi important.

# Bibliographie


Acemoglu, D., et A. Scott (1994). «Asymmetries in the Cyclical Behaviour of UK Labour Markets», *The Economic Journal*, vol. 104, p. 1303–1323.

Amano, R., et S. van Norden (1995). «Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence», *Journal of International Money and Finance*, vol. 14, p. 83–104.

Andrews, D.W.K. (1993). «Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point», *Econometrica*, vol. 61, p. 821–856.

Bai, J., et P. Perron (1998). «Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes», *Econometrica*, vol. 66, p. 47–78.

Barillas, F., et C. Schleicher (2003). «Common Trends and Common Cycles in Canadian Sectoral Output», Banque du Canada, document de travail No. 2003–44.

Beaudry, P., et G. Koop (1993). «Do Recessions Permanently Change Output?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 31, p. 149–163.

Burns, A., et W.C. Mitchell (1946). *Measuring Business Cycles*, New York, NBER.

Carrasco, M. (2002). «Misspecified Structural Change, Threshold, and Markov-switching Models», *Journal of Econometrics*, vol. 109, p. 239–273.

Chauvet, M., et S. Potter (2002). «Predicting a Recession: Evidence from the Yield Curve in the Presence of Structural Breaks», *Economics Letters*, vol. 77, p. 245–253.

Clark, T.E., et M.W. McCracken (2003). «The Predictive Content of the Output Gap for Inflation: Resolving In-Sample and Out-of-Sample Evidence», Federal Reserve Bank of Kansas City, RWP 03–06.

Clements, M.P., et D.F. Hendry (1996). «Intercept Correction and Structural Change», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, p. 475–494.

_____ (1998). *Forecasting Economic Time Series*. Cambridge Royaume-Uni, Cambridge University Press.

_____ (1999). *Forecasting Non-Stationary Time Series*, Cambridge, Mass., The MIT Press.

Clements, M.P., et H.-M. Krolzig (1998). «A Comparison of the Forecast Performance of Markov-Switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP», *Econometrics Journal*, vol. 1, p. 47–75.

Clements, M.P., P.H. Franses, J. Smith et D. van Dick (2003). «On SETAR Non-linearity and Forecasting», *Journal of Forecasting*, vol. 22, p. 359–375.

Cozier, B., et G. Tkacz (1994). «The Term Structure and Real Economic Activity in Canada», Banque du Canada, document de travail No. 94–3.

Davies, R.B. (1987). «Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative», *Biometrika*, vol. 74, p. 33–43.

Delâge, P., et J.-F. Fillion (2000). «L'écart à terme comme indicateur de l'activité économique : L'expérience des années 90», ministère des Finances du Canada, document de travail No. 2000–04.

Devereux, M.B., et H.E. Siu (2003). «State Dependent Pricing and Business Cycles Asymmetries», University of British Columbia, polycopie.

Diebold, F.X., et R.S. Mariano (1995). «Comparing Predictive Accuracy», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, p. 253–263.

Diebold, F.X. et G.D. Rudebusch (1996). «Measuring Business Cycles: A Modern Perspective», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 78, p. 67–77.

_____ (1999). *Business Cycles: Durations, Dynamics, and Forecasting*, Princeton, Princeton University Press.

_____ (2001). «Five Questions About Business Cycles», Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review* 2001.

Dotsey, M. (1998). "The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth", Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quaterly*, vol. 84/3 (été).

Elliot, G., et A. Timmermann (2002). «Optimal Forecast Combination Under Regime Switching», CEPR, Discussion paper No. 4649.

Garcia, R., et H. Schaller (1995). «Are the Effect of Monetary Policy Asymmetric?», *Economic Enquiry*, vol. 40, p. 102–119.

Granger, C.W.J., et T. Teräsvirta (1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford, Oxford Univeristy Press.

Hamilton, J.D. (1989). «A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle», *Econometrica*, vol. 57, p. 357–384.

Hansen, B.E. (1992). «The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, p. 561–582.

Harvey, D., S. Leybourne et P. Newbold (1997). «Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors», *International Journal of Forecasting*, vol. 13, p. 281–291.

Kichian, M., et R. Luger (2001). «On Inflation and the Persistence of Shocks to Output», Banque du Canada, document de travail no 2001–22.

Koop, G., M.H. Pesaran et S.M. Potter (1996). «Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models», *Journal of Econometrics*, vol. 74, p. 119–147.

Krolzig, H.-M., et M. Sensier (2000). «A Disaggregated Markov-Switching Model of the Business Cycle in UK Manufacturing», *Manchester School*, vol. 68, p. 442–460.

Macklem, T., A. Paquet et L. Phaneuf (1996). «Asymmetric Effects of Monetary Policy: Evidence from the Yield Curve», CREFE, Cahier de recherches No. 42.

Mody, A., et M.P. Taylor (2003). «The High-Yield Spread as a Predictor of Real Economic Activity: Evidence of a Financial Accelerator for the United States», *IMF Staff Papers*, vol. 50, p. 373–402.

Murchison, S. (2001). «A New Quarterly Forecasting Model. Part II: A Guide to Canadian NAOMI», Ministère des Finances du Canada, document de travail No. 2001–25.

Pagan, A. (1984). «Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors», *International Economic Review*, vol. 25, p. 221–246.

Potter, S.M. (1995). «A Nonlinear Approach to US GNP», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, p. 109–126.

_____ (2000). «Nonlinear Impulse Response Functions», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 24: p. 1425–1446.

Sensier, M., M. Artis, D.R. Osborn et C. Birchenhall (2004). «Domestic and International Influences on Business Cycles Regimes in Europe», *International Journal of Forecasting*, vol. 20, p. 343–357.

Siliverstovs, B., et D. van Dijk (2003). «Forecasting Industrial Production with Linear, Nonlinear, and Structural Change Models», Econometric Institute Report EI 2003-16, Erasmus University, Rotterdam.

Stock, J.H., et M.W. Watson (1989). «New Indexes of Coincident and Leading Indicators». *In: NBER Macroeconomic Annual*, vol. 4, sous la direction d'Olivier Blanchard et Stanley Fischer, Cambridge, Mass., MIT Press, p. 351–403.

Tay, A.S., et K.F. Wallis (2002). «Density Forecasting: A Survey». *In: A Companion to Economic Forecasting*, sous la direction de M.P. Clements et D.F. Hendry, Blackwell Publishers, Halden, Mass.

Teräsvirta, T., et H.M. Anderson (1992). «Characterizing Nonlinearities in Business Cycle Using Smooth Transition Autoregressive Models», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, p. 519–539.

Tiao, G., et R.S. Tsay (1994). «Some Advances in Non-linear and Adaptative Modelling in Time-series», *Journal of Forecasting*, vol. 13, p. 109–131.

Tong, G. (1978). «On a Threshold Model». *In: Pattern Recognition and Signal Processing*, sous la direction de C.H. Chen, Amsterdam, Sijhoff et Noordoff.

_____ (1993). *Non-linear Time Series, A Dynamical System Approach*, Oxford, Clarendon Press, 2e édition.

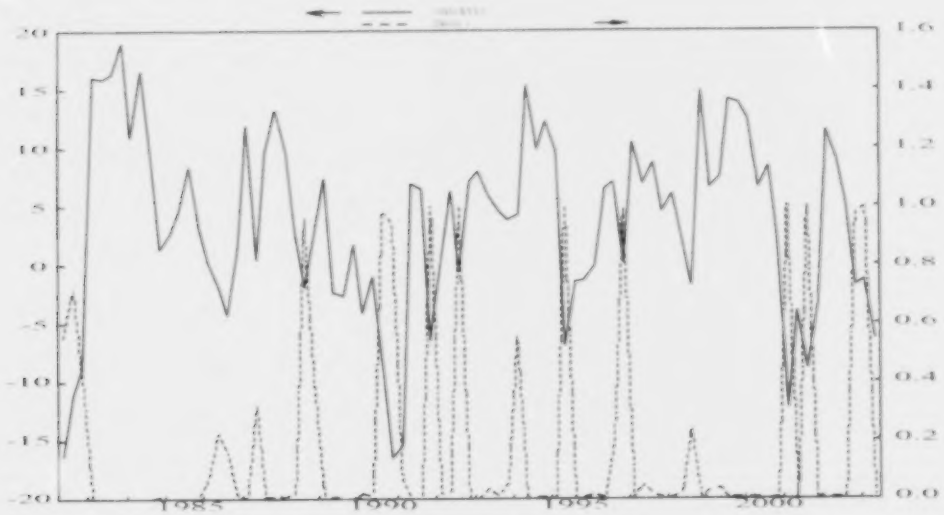
Weiss, C.L. (1999). «The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 31, p. 85–108.

Tableau 1: Prévisions hors échantillon*

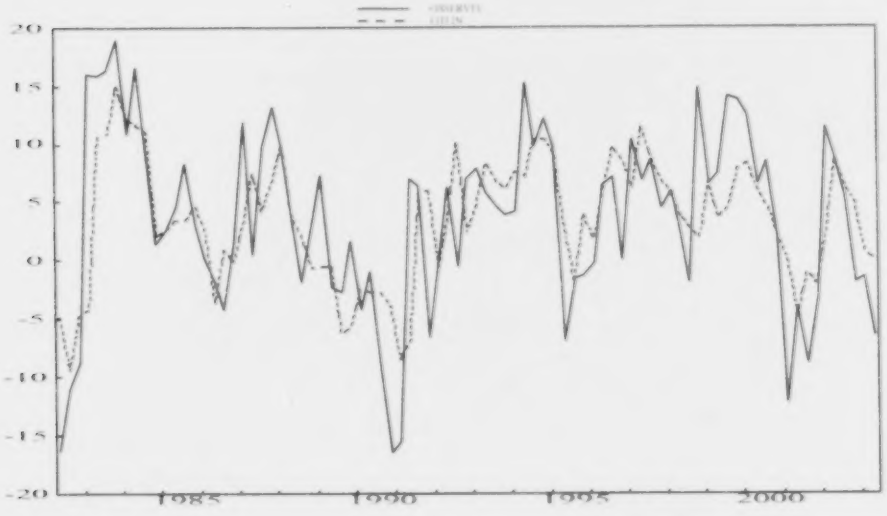
| Modèle/Horizon | | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| M1 | REQM | 7,400 | 7,068 | 6,680 | 6,737 | 6,950 |
| | MEA | 6,435 | 6,089 | 5,695 | 5,689 | 5,821 |
| M2 | REQM | 7,483 | 9,319 | 10,084 | 10,034 | 9,368 |
| | MEA | 5,488 | 7,156 | 8,156 | 7,994 | 7,364 |
| M3[a] | REQM | 6,736 | 6,839 | 6,641 | 6,682 | 6,767 |
| | MEA | 5,379 | 5,632 | 5,606 | 5,770 | 5,964 |
| M3[b] | REQM | 6,723 | 6,778 | 6,539 | 6,628 | 6,673 |
| | MEA | 5,306 | **5,551** | 5,517 | 5,699 | 5,901 |
| M4 | REQM | 6,715 | 7,208 | **6,354** | 6,522 | 6,624 |
| | MEA | **5,171** | 5,577 | **4,985** | **5,202** | **5,133** |
| M5 | REQM | 7,677 | 8,651 | 9,392 | 9,766 | 10,017 |
| | MEA | 6,171 | 7,291 | 8,003 | 8,349 | 8,532 |
| M6 | REQM | 9,573 | 10,096 | 10,366 | 12,707 | 10,750 |
| | MEA | 7,403 | 8,131 | 8,552 | 10,211 | 8,781 |
| M7 | REQM | 8,774 | 9,480 | 9,744 | 9,404 | 9,082 |
| | MEA | 6,550 | 7,825 | 9,014 | 8,258 | 8,325 |
| M8 | REQM | 6,797 | 6,834 | 6,592 | 6,690 | 7,156 |
| | MEA | 6,728 | 6,852 | 6,570 | 6,841 | 6,898 |
| M9 | REQM | 6,906 | 6,900 | 6,623 | 6,453 | 6,639 |
| | MEA | 7,012 | 7,164 | 7,308 | 6,834 | 6,675 |
| M10 | REQM | **6,191** | **6,466** | 6,411 | **6,226** | **6,511** |
| | MEA | 5,679 | 5,995 | 6,765 | 6,329 | 6,382 |

*Les chiffres sont présentés sur une base trimestrielle annualisée.

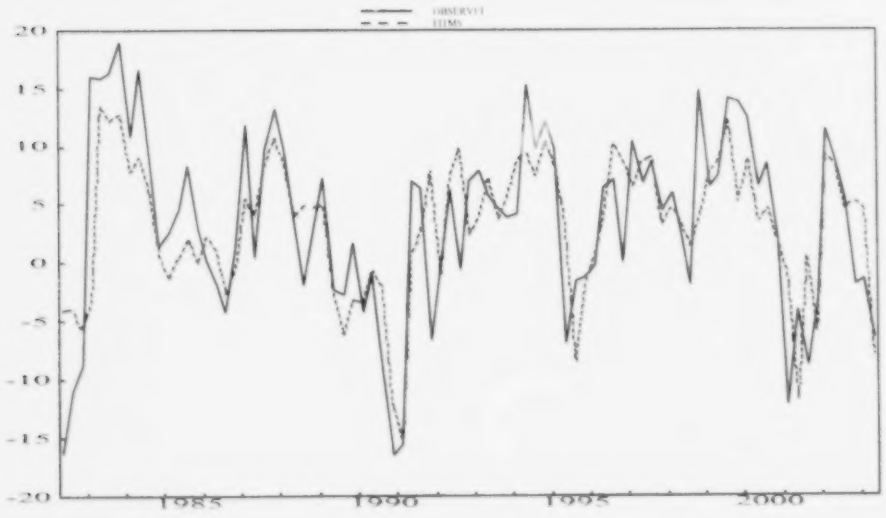
Graphique 1 : Taux de croissance (trimestriel annualisé) du secteur manufacturier et la probabilité de l'état 1



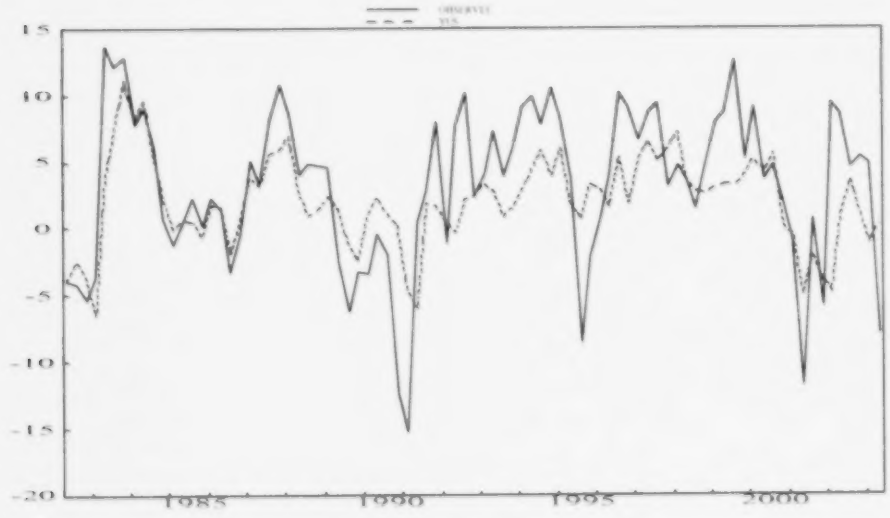

Graphique 2 : Taux de croissance (trimestriel annualisé) du secteur manufacturier et ajustement selon M3[b]



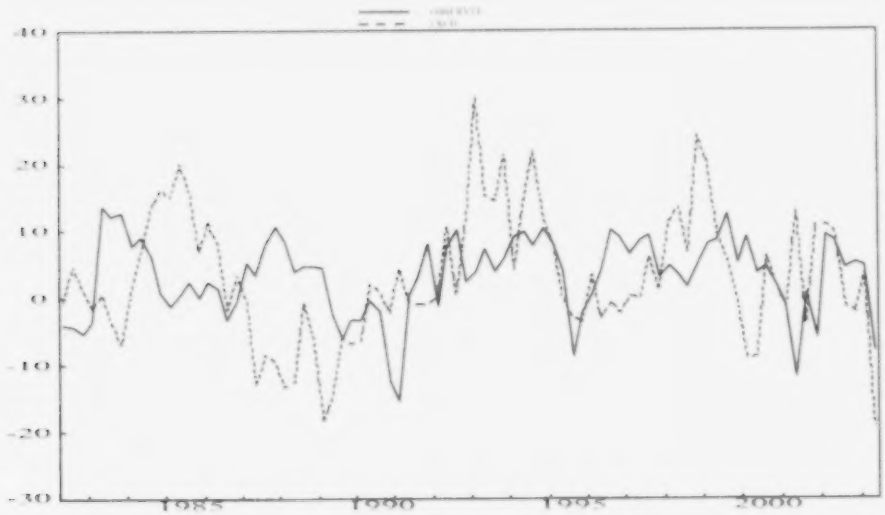
Graphique 3 : Taux de croissance (trimestriel annualisé) du secteur manufacturier et ajustement selon M10



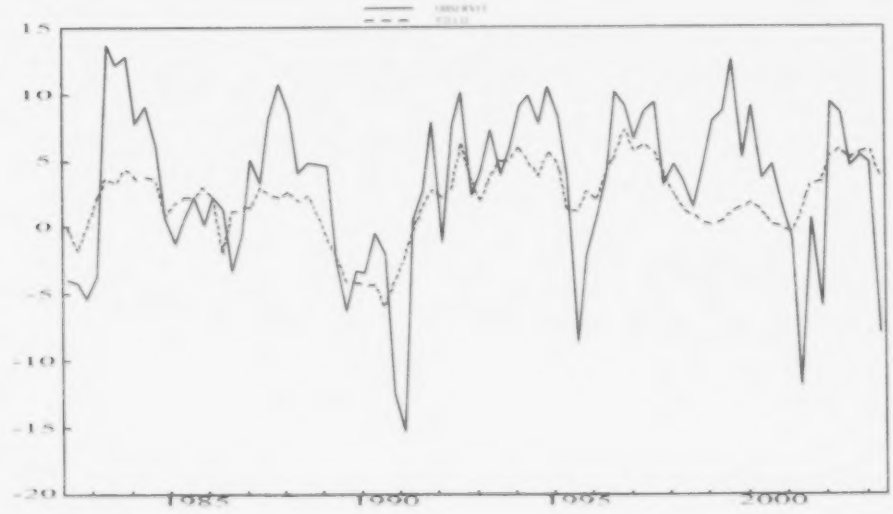

Graphique 4 : Taux de croissance (trimestriel annualisé) du secteur manufacturier et contribution américaine selon M10



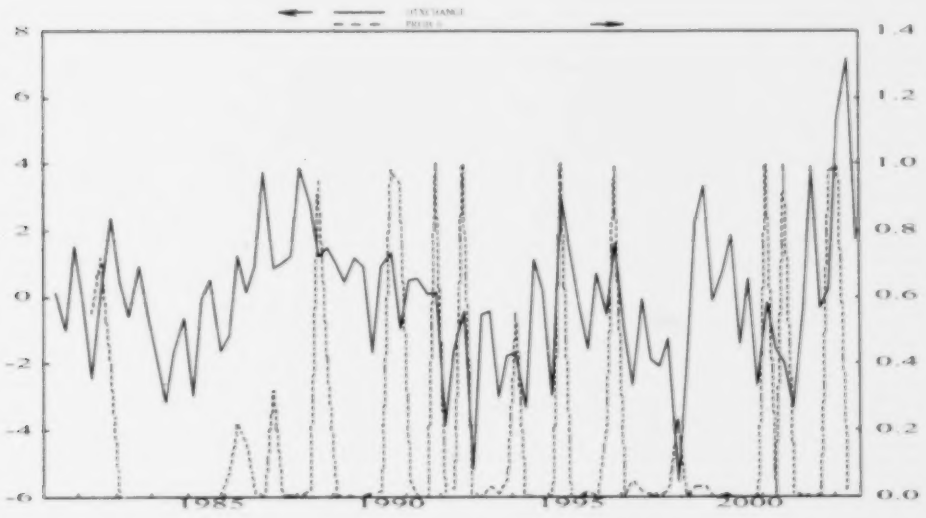
Graphique 5 : Taux de croissance (trimestriel annualisé) du secteur manufacturier et contribution du taux de change selon M10



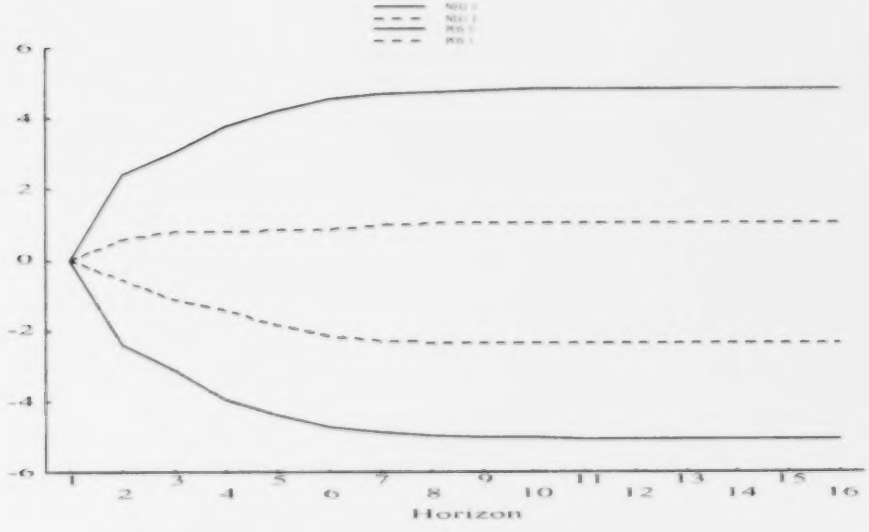

Graphique 6 : Taux de croissance (trimestriel annualisé) du taux de change et contribution du taux d'intérêt selon M10



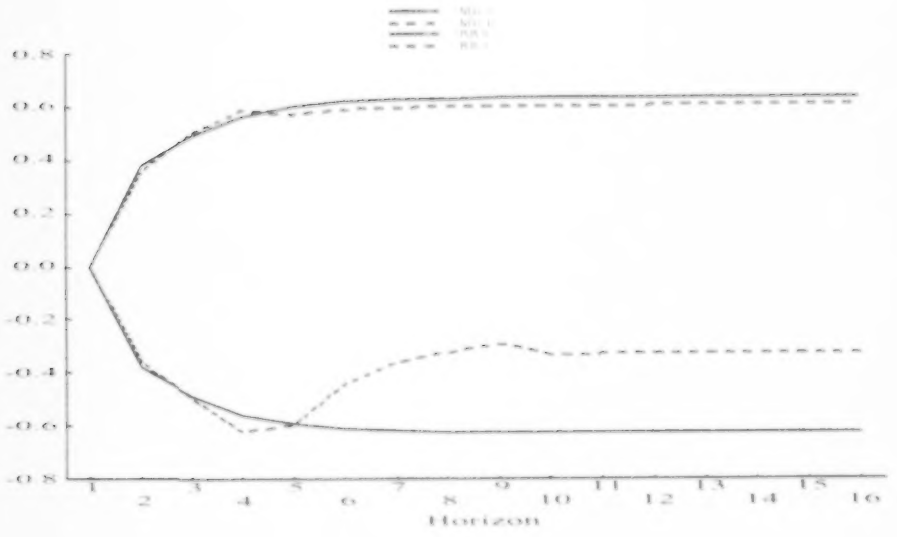
Graphique 7 : Taux de croissance (trimestriel annualisé) du taux de change et probabilité de l'état 1



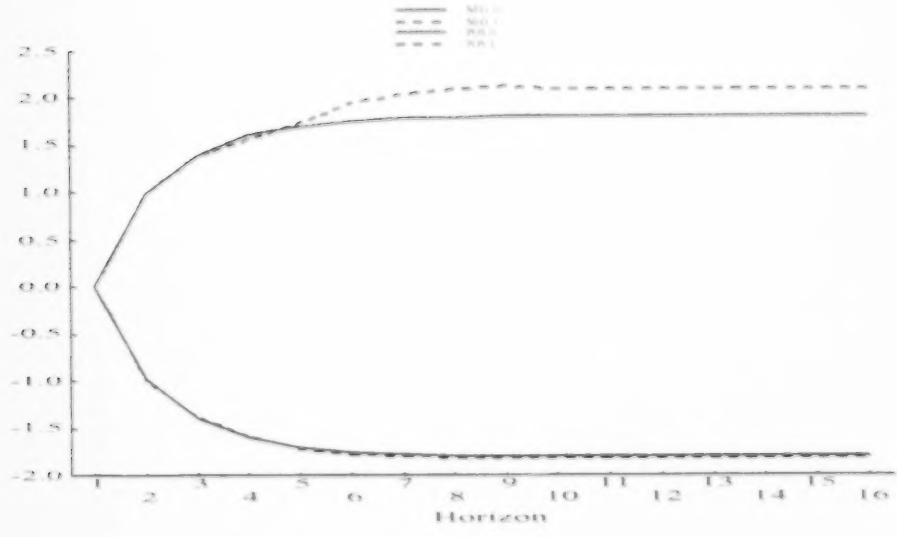

Graphique 8 : Réactions cummulatives du niveau de production à un choc du taux de change réel



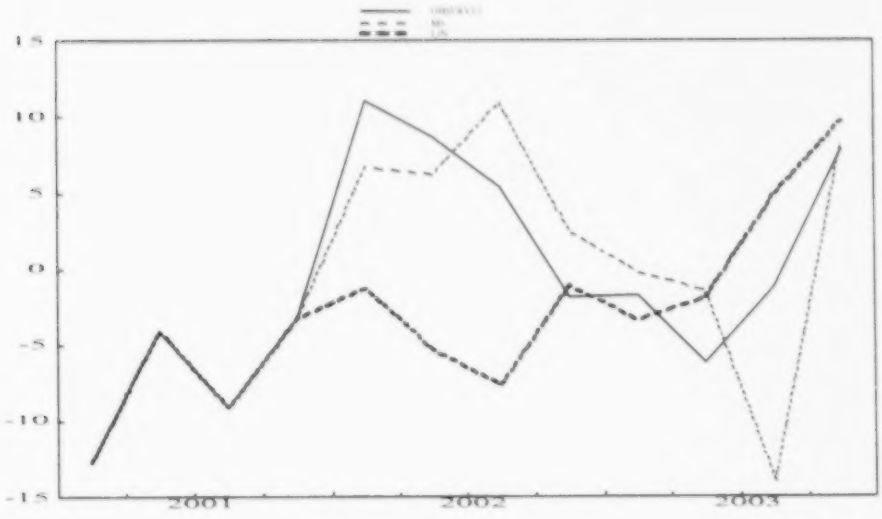
Graphique 9 : Réactions cummulatives du niveau de production à un choc de l'économie américaine




Graphique 10 : Réactions cummulatives du niveau de production à un choc de la politique monétaire



Graphique 11 : Prévisions de croissance selon $M3^{\flat}$ et M10 : 2002T1–2003T4[23]




[23]Estimations basées sur les données mises à jour au 1er mars 2004

## *Documents de travail de la Banque du Canada*
## Bank of Canada Working Papers

***Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue.*** **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

**2004**

| | | |
|---|---|---|
| 2004-39 | A Forecasting Model for Inventory Investments in Canada | M. Chacra et M. Kichian |
| 2004-38 | Finance Constraints and Inventory Investment: Empirical Tests with Panel Data | R. Cunningham |
| 2004-37 | The Implications of Transmission and Information Lags for the Stabilization Bias and Optimal Delegation | J.-P. Lam et F. Pelgrin |
| 2004-36 | Optimal Taylor Rules in an Estimated Model of a Small Open Economy | S. Ambler, A. Dib, et N. Rebei |
| 2004-35 | The U.S. New Keynesian Phillips Curve: An Empirical Assessment | A. Guay et F. Pelgrin |
| 2004-34 | Market Valuation and Risk Assessment of Canadian Banks | Y. Liu, E. Papakirykos, et M. Yuan |
| 2004-33 | Counterfeiting: A Canadian Perspective | J. Chant |
| 2004-32 | Investment, Private Information, and Social Learning: A Case Study of the Semiconductor Industry | R. Cunningham |
| 2004-31 | The New Keynesian Hybrid Phillips Curve: An Assessment of Competing Specifications for the United States | D. Dupuis |
| 2004-30 | The New Basel Capital Accord and the Cyclical Behaviour of Bank Capital | M. Illing et G. Paulin |
| 2004-29 | Uninsurable Investment Risks | C. Meh et V. Quadrini |
| 2004-28 | Monetary and Fiscal Policies in Canada: Some Interesting Principles for EMU? | V. Traclet |
| 2004-27 | Financial Market Imperfection, Overinvestment, and Speculative Precaution | C. Calmès |
| 2004-26 | Regulatory Changes and Financial Structure: The Case of Canada | C. Calmès |
| 2004-25 | Money Demand and Economic Uncertainty | J. Atta-Mensah |
| 2004-24 | Competition in Banking: A Review of the Literature | C.A. Northcott |

*Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :*
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca